

بررسی تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین هر یک از دهک‌های درآمدی شهری ایران

سید عبدالمجید جلایی*

دانشیار دانشگاه شهید باهنر کرمان

مصطفی گرگینی

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه شهید باهنر کرمان

تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۲۱

تاریخ پذیرش: ۹۲/۱/۶

چکیده

تجارت خارجی از موضوع‌های مهمی است که از اهمیتی ویژه، در اقتصاد هر کشور برخوردار بوده است. از طرف دیگر یکی از هدف‌های مهم در جامعه، برقراری عدالت اقتصادی است که بُعد مهمی از آن را عدالت در زمینه توزیع درآمد تشکیل می‌دهد. این مسئله زمانی دارای اهمیت است که بتوان تأثیر ساختار تجارت را در بین هر یک از دهک‌های درآمدی بررسی نمود. بر همین اساس، در مقاله حاضر به بررسی تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی هر دهک بر اساس دو مدل VAR و VECM پرداخته و از داده‌های سری زمانی سال ۱۳۵۸-۱۳۸۸ استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در کوتاه مدت، افزایش تجارت خارجی ضریب جینی را در تمام دهک‌ها کاهش و توزیع درآمد را عادلانه‌تر می‌کند. البته در کوتاه مدت، شدت اثر تجارت خارجی بر روی ضریب جینی در دو دهک با درآمد بالا و پایین بیش از سایر دهک‌های درآمدی می‌باشد. در بلند مدت، بین تجارت خارجی و ضریب جینی در شش دهک پایینی رابطه مستقیم وجود دارد و در چهار دهک بالایی این رابطه معکوس است. این رابطه معکوس در دهک‌های بالایی روبه افزایش است؛ به طوری که در دهک دهم بیشترین شدت را به خود می‌گیرد.

کلید واژه‌ها: تجارت خارجی، توزیع درآمد، ضریب جینی، دهک‌های درآمدی.

طبقه‌بندی JEL: O_{15} ، F_{14} ، C_{32} .

۱. مقدمه

سیر تکاملی بشر و بویژه پیشرفت‌های تکنولوژی قرن حاضر در زمینه‌های مختلف دنیای بزرگ ما را به جهان کوچک و به هم وابسته‌ای تبدیل نموده است. برجسته‌ترین ویژگی جهان امروز که آن را از دنیای قرون گذشته متمایز می‌گرداند ضرورت ارتباطات در سایه داشتن روابط با دیگر ملت‌ها می‌باشد. روابط اقتصادی بین الملل از جمله مهم‌ترین و عمده‌ترین رشته‌های تشکیل دهنده ارتباطات بین کشورها بشمار می‌رود. اقتصاد بین الملل از یک سو به عنوان بخشی از روابط خارجی و بین المللی یک کشور و از سوی دیگر بصورت ابزاری جهت رشد و توسعه اقتصاد داخلی و کوشش در جهت ارتقای سطح زندگی و رفاه مردم بشمار می‌آید.

یکی از هدف‌های مهم در جامعه، برقراری عدالت اقتصادی است که بُعد مهمی از آن را عدالت در زمینه توزیع درآمد تشکیل می‌دهد. اگر چه مسئله توزیع درآمد ابعاد زیاد و گوناگونی دارد اما آنچه مستقیماً مربوط به عدالت و رفاه اقتصادی می‌شود، توزیع درآمد بین افراد و خانوارها یا توزیع شخصی^۱ است که در بسیاری از کشورها و در دوران‌های طولانی یکی از مهم‌ترین مسائل سیاست عمومی بوده است. در ایران توزیع درآمد بین خانوارها به گونه‌ای است که تقریباً ۱۵٪ از خانوارها در دهک اول قرار دارند (آمار سال ۱۳۸۸). متوسط هزینه در دهک اول تقریباً ۲۰ میلیون ریال در سال است که این مقدار در دهک دهم تقریباً ۲۷۰ میلیون ریال در سال می‌باشد که ۷٪ از جمعیت ایران در این دهک قرار دارند.

توزیع نامناسب درآمد و به دنبال آن فقر، موضوعی است که امروزه اقتصاددانان بیش از ثروت، نگران آن هستند. امروزه اهمیت توزیع درآمد در جامعه به حدی است که تقریباً تمامی اقتصاددانان یکی از اهداف و وظایف عمده‌ی دولت را توزیع درآمد ذکر می‌کنند. از طرف دیگر می‌توان گفت از جمله عواملی که تأثیر به‌سزایی در رشد اقتصادی اکثر کشورهای در حال توسعه داشته، اتکا به تجارت خارجی بوده است و به دلیل وابستگی شدید این کشورها به درآمدهای صادراتی و واردات مورد نیاز جهت پی‌ریزی صنعتی، تجارت خارجی نقشی اساسی و انکارناپذیر در رشد اقتصادی این کشورها داشته است. یکی از موضوع‌های بحث برانگیز در زمینه تجارت

خارجی، اثرگذاری آن بر شرایط زندگی اقشار گوناگون جامعه و یا به گونه‌ی روشن‌تر، بر فقر و چگونگی توزیع درآمد میان گروه‌های درآمدی است. هدف اصلی این مطالعه بررسی تجارت خارجی و اثر آن بر فقر و توزیع درآمد در هر دهک درآمدی در ایران است. مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در ادامه ابتدا در بخش دو به مرور مطالعات انجام شده در ایران و سایر کشورها پرداخته می‌شود. در بخش سه مبانی نظری استفاده شده در تحقیق توضیح داده خواهد شد. بخش چهار به برآورد مدل و توصیف نتایج اختصاص می‌یابد. در انتها و در بخش پنج نیز نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

در بحث توزیع درآمد مطالعات زیادی چه در داخل و چه در خارج صورت گرفته شده. بیشتر این مطالعات به این صورت بوده که اثر یک شاخص اقتصاد کلان را بر روی توزیع درآمد بررسی می‌کند. در مورد تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد مطالعات بیشتر به این صورت بوده که تأثیر آزاد سازی تجاری و جهانی شدن بر توزیع درآمد، مد نظر قرار گرفته شده. به همین دلیل سابقه تحقیق را برای مطالعات خارجی و داخلی به دو بخش تقسیم می‌شود در بخش اول به تأثیر تجارت بر توزیع درآمد پرداخته می‌شود و در بخش دوم به رابطه بین شاخص‌های کلان و توزیع درآمد توجه شده است.

۲-۱. مطالعات جهانی

۲-۱-۱. رابطه تجارت و توزیع درآمد

Benedict & Kwan (1988) موضوع تجارت خارجی و توزیع درآمد را با استفاده از مدل داده - ستانده در کشور برزیل را بررسی نموده‌اند که در این مقاله تأثیر گسترش تجارت را نسبت به سیاست‌های جایگزین بررسی شده (سیاست‌های جایگزین در این مقاله عبارتند از گسترش صادرات، جایگزینی واردات و توسعه بخش غیر تجاری) که در نهایت نشان داده که گسترش صادرات، توزیع درآمد بهتری (درآمد برابرتر) نسبت به سیاست‌های جایگزین ایجاد می‌کند.

Francesc (2002) در مقاله خود در مورد تأثیر تجارت بر توزیع ثروت نشان داده که تجارت از طریق توزیع مناسب ثروت باعث کاهش نابرابری می‌شود هنگامی که اقتصاد از همگرایی به

حالت پایدار می‌رود. برخی بر این باورند که فقرا در منافع آزادسازی تجاری سهم هستند. تعدادی عکس این نظریه را قبول دارند و بر این باورند که این منافع به وسیله آنهایی که فقیر نیستند، جذب می‌شود (Ravalion (2004a)). همچنین (Ravalion (2004b) در مقاله‌ای دیگر در مورد رابطه میان باز بودن تجارت و فقر نشان داد که بین باز بودن تجارت و فقر اثرات معکوس وجود دارد اما اثبات اینکه باز بودن تجارت به عنوان نیرویی قدرتمند در کاهش فقر در کشورهای در حال توسعه عمل می‌کند دشوار است.

(MESCHI & VIVARELLI (2008) برای بررسی تأثیر تجارت روی نابرابری درآمد در کشورهای در حال توسعه از یک نمونه با ۶۵ کشور در حال توسعه برای دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۹ استفاده کردند و دریافتند که تجارت (چه از طریق واردات چه از طریق صادرات) این کشورها با کشورهایی که درآمد بالا دارند باعث بدتر شدن توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه می‌شود.

(Martínez & Vollmer (2010) در مورد جریان تجارت دو طرفه و توزیع درآمد به این نتیجه رسیدند که درآمد سرانه افراد رابطه مثبت با جریان تجارت دو طرفه دارد. زمانی تجارت دو طرفه بین دو کشور شکل می‌گیرد کشوری که توزیع درآمد بهتری داشته باشد صادرات آن بیشتر خواهد بود. حدوداً اگر کشوری ۱۰ درصد توزیع درآمد بهتری داشته باشد حدود ۴ درصد صادرات بیشتری خواهد داشت.

(Gundlach & de Vaal (2010) نشان دادند که تجارت باعث بهبود رفاه می‌شود اما اثر مستقیم آن بر روی توزیع درآمد کم است و باید با استفاده از سیاست‌هایی این اثر را بهبود بخشیم و اگر این سیاست‌ها به درستی انجام نشوند سود حاصل از تجارت را خنثی و یا حداقل می‌کند.

۲-۱-۲. شاخص‌های کلان موثر بر توزیع درآمد

در مورد شاخص‌های کلان موثر بر روی توزیع درآمد تحقیقات زیادی انجام شده که در این جا نمونه‌ای از آنها را بیان می‌کنم.

Schultz (1969) از داده‌های سری زمانی آمریکا در دوره ۱۹۴۴-۱۹۶۵ استفاده کرده و نشان داد که نرخ تورم و نرخ بیکاری بر روی توزیع درآمد اثر می‌گذارد. متغیر وابسته در این مقاله ضریب جینی در نظر گرفته شده است.

Morrison & Bourignon (1990) با استفاده از داده‌های چند کشور در حال توسعه در سال ۱۹۷۵، متغیرهای درآمد سرانه، سیاست‌های حمایتی تجاری و ثبت نام در مدارس را به عنوان متغیرهای تأثیر گذار بر ضریب جینی معرفی کرد.

Gustafsson & Johansson (1997) با استفاده از داده‌های ۱۹ کشور OECD طی سال‌های ۱۹۶۶ تا ۱۹۹۴ نشان داد که بیکاری، تورم، GDP سرانه، شرکت زنان در بازار کار، بخش عمومی و صنایع و خدمات بر روی توزیع درآمد موثر هستند (ضریب جینی).

Johnson & Shipp (1999) از اطلاعات هزینه مصرفی آمریکا در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۴ استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای تورم، بیکاری، جینی با وقفه و روند زمانی بر روی توزیع درآمد تأثیر گذارند در این مقاله متغیر وابسته شاخص جینی بر پایه درآمد و هزینه مصرفی قبل از دریافت مالیات در نظر گرفته شده است.

Weriemmi & Ehrhart (2004) در مورد رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی در کشورهای اتحادیه اروپا و کشورهای حوزه دریای مدیترانه انجام داده است. در این تحقیق به این نتیجه رسیده‌اند که رشد سریع اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمدی می‌گردد و از طرف دیگر اختلاف درآمد بیشتر باعث تسریع روند رشد اقتصادی می‌شود.

۲-۲. مطالعات داخلی

۲-۲-۱. رابطه تجارت و توزیع درآمد

در ایران مطالعات زیادی در مورد تأثیر تجارت بر توزیع درآمد شده که بیشتر آن‌ها در مورد تأثیر آزاد سازی تجاری و جهانی شدن بر توزیع درآمد بوده.

Hassanzadeh & moslemian (2004) ارتباط بین شاخص آزاد سازی تجاری و فقر را مورد بررسی قرار داده برای ۱۵ کشور در حال توسعه از جمله ایران و نشان داد که آزاد سازی تجاری به دلیل ضرورت انجام اصلاحات و تعدیلات مورد نیاز اقتصاد، باعث افزایش فقر و بیکاری در کوتاه مدت می‌شود ولی در بلندمدت کاهش فقر را در پی خواهد داشت.

Mosavi & et al. (2006) در مورد جهانی شدن و فقر نشان دادند در میان خانوارهای شاخص جهانی شدن اثر قابل ملاحظه‌ای بر درصد افراد زیر خط فقر نشان نداد اما مشخص گردید ۱ درصد رشد در این شاخص منجر به ۲.۹۵ درصد کاهش در شکاف فقر می‌شود. در خانوارهای روستایی

جهانی شدن باعث افزایش شکاف فقر می‌گردد.

Pirhayati & et al. (2009) به بررسی تجربی اثر گسترش تجارت خارجی بر فقر در ایران پرداخته‌اند که در این مقاله از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۳-۱۳۸۶ استفاده کردند و نتیجه برآورد مدل آن‌ها نشان می‌دهد که بین تجارت و فقر رابطه مثبت وجود دارد، بنابراین در دوره مطالعه شده افزایش تجارت منجر به افزایش فقر می‌شود.

۲-۲-۲. شاخص‌های کلان موثر بر توزیع درآمد

در مورد تأثیر متغیرهای کلان بر شاخص‌های توزیع درآمد

Zibaei (2005) با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۱ نشان داد که متغیرهای بهره‌وری نیروی کار، نرخ واقعی ارز، تورم و بیکاری بر روی ضریب جینی، نسبت دهک پایینی به دهک بالایی و نسبت بیستک پایینی به بیستک بالایی (شاخص‌های توزیع درآمد) اثر می‌گذارند.

Jerjerzadeh & Eghbali (2005) در مورد تأثیر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۱ نتیجه گرفتند که متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، درآمدهای مالیاتی دولت، مخارج جاری دولت، نسبت اشتغال، درآمدهای حاصل از فروش نفت و مخارج سرمایه‌گذاری بر روی توزیع درآمد (ضریب جینی) اثر می‌گذارند.

Ahmadi & Mehrgan (2005) نشان دادند نرخ بیکاری، نرخ تورم، نسبت مالیات بر مشاغل و ثروت به تولید ناخالص داخلی، درجه آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی روی ضریب جینی اثر می‌گذارند.

Abrishami & et al (2005) در مورد رابطه بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی دریافتند که یک رابطه غلی یک طرفه از سمت نابرابری درآمد به رشد اقتصادی وجود دارد. یعنی تغییرات در نابرابری، علت تغییرات در رشد اقتصادی است.

Abounoori & Khoshkar (2006) با استفاده از اطلاعات مقطعی بین استانی در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ دریافتند رشد بهره‌وری نیروی کار بر روی ضریب جینی تأثیرگذار است. آنچه بعنوان نتیجه این بحث می‌توان بیان کرد این است که باز کردن درهای اقتصاد بر ضریب

جینی تأثیر می‌گذارد. به دلیل اینکه افزایش تجارت بر روی موجودی عوامل تولید اثر می‌گذارد و از طرف دیگر موجودی عوامل ضریب جینی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین با تکیه به این مبانی می‌توان بیان کرد که تجارت خارجی می‌تواند به عنوان یک عامل اثر گذار بر ضریب جینی در نظر گرفت.

۳. تصریح مدل

این بخش به بررسی رابطه تئوریک بین ضریب جینی و قیمت عوامل تولید بر اساس رهیافت ارائه شده در مطالعه Spilimbergo & et al. (1999) می‌پردازد و نهایتاً پیرامون اثر گذاری تجارت بر ضریب جینی بحث خواهد شد. اسپیلیمبرگو و دیگران برای بررسی رابطه تئوری بین توزیع درآمد (ضریب جینی)، قیمت عوامل تولید و توزیع مالکیت ابتدا اقتصاد بسته را در نظر گرفته‌اند و سپس در قسمت بعد یک دنیای متشکل از چندین اقتصاد که توابع تولید و ترجیحات یکسان دارند را در نظر می‌گیرند.

۳-۱. اقتصاد بسته

در اقتصاد بسته ما M عامل تولید و N فرد وجود دارند. بردار E موجودی کل عوامل تولید اقتصاد و بردار Q^c کل تولید را نشان می‌دهند. برای تولید کالا Q^c عوامل تولید از طریق تابع تولید F بکار گرفته شده‌اند:

$$Q^c = F(E) \quad (1)$$

F بردار توابع تولید را نشان می‌دهد. اگر رقابت کامل در بازارهای عوامل تولید و بازارهای کالاهای نهایی وجود داشته باشد، قیمت هر عامل تولید برابر می‌شود با ارزش تولید نهایی هر بخشی که آن عامل تولید بکار گرفته می‌شود.

$$P^c F'(E) = W^c \quad (2)$$

P^c بردار قیمت های کالاهای نهایی در اقتصاد بسته، $F'(E)$ بردار تولید نهایی عوامل E و W^c

۱- فرض می‌کنیم تابع تولید F و تابع مطلوبیت ابزار ایجاد نظم عمومی است که در Varian, 1978 توضیح داده شده.

بردار قیمت عوامل است.

بعلاوه فرض می‌شود که برای همه عوامل اشتغال کامل وجود دارد.

شرایط اشتغال کامل و معادله (۲-۳) قیمت عوامل، W^E را با توجه به قیمت کالاها، P^E و موجودی نسبی عوامل اقتصاد، E مشخص می‌کند:

$$W^E = W(E, P^E) \quad (۳)$$

سیستم باتقاضا برای کالاهای نهائی بسته می‌شود:

$$P^E = P(Q^E) \quad (۴)$$

با قرار دادن معادله (۱-۳) و (۴-۳) در معادله (۳-۳)، قیمت عوامل را به صورت تابعی از موجودی عوامل تولید بدست می‌آید:

$$W^E = W(E) \quad (۵)$$

قیمت عوامل تولید به طور کامل توسط موجودی عوامل در یک اقتصاد بسته تعیین می‌شود. باید توجه کرد اگر توابع تولید F دارای بازده ثابت به مقیاس باشند، اندازه اقتصاد قیمت نسبی عوامل تولید را تعیین نمی‌کند. بعلاوه، قیمت نسبی عوامل با فراوانی آنها تحت فروض بازده نزولی نسبت به مقیاس و عدم وجود رابطه مکملی بین عوامل، رابطه عکس دارد.

۲-۳. اقتصاد باز کوچک

در یک اقتصاد باز کوچک، بردار قیمت‌های جهانی P^* ، قیمت داخلی کالاهای قابل مبادله را مشخص می‌کند. تجارت بین الملل همچنین می‌تواند قیمت عوامل را تحت شرایط زیر مشخص کند: ۱- اقتصاد در زمینه‌ی موجودی‌ها، در حد کفایت به بقیه دنیا شبیه است. ۲- اقتصاد، تکنولوژی به اندازه کافی شبیه به سایر نقاط دنیا دارد. ۳- کالاهای غیر قابل مبادله وجود ندارد. ۴- حداقل به اندازه کالاها عوامل تولید وجود دارد. ۵- توابع تولید همگن از درجه یک هستند. ۶- پدیده برگشت شدت عوامل تولید وجود ندارد. اگر شرایط بالا همگی برقرار باشند، همگرایی قیمت عوامل وجود دارد و قیمت عوامل در داخل کشور توسط قیمت جهانی کالاها تعیین می‌شود:

$$W^E = W(P^*) \quad (۶)$$

اگر هر کدام از شرایط بالا نقض شوند، عامل همگرایی قیمت عوامل قابل اطمینان نخواهد بود

و قیمت بین‌المللی کالاها و موجودی عوامل تولید در داخل، قیمت عوامل تولید داخلی را تعیین می‌کنند:

$$W^c = W(P^*, E) \quad (7)$$

در یک اقتصاد جهانی یکپارچه که موجودی عوامل تولید کشورها زیاد تفاوت ندارند، قیمت‌های بین‌المللی توسط موجودی نسبی عوامل تولید در جهان تعیین می‌شوند. همانطور که در اقتصاد بسته اتفاق افتاد:

$$P^* = P^*(E^*) \quad (8)$$

با جایگزین کردن روابط (۵-۶) در معادلات (۵-۴) و (۵-۵) روابط زیر بدست می‌آیند:

$$W^c = W^c(E^*) \quad , \quad W^c = W^c(E^*, E) \quad (9)$$

این روابط نشان می‌دهند که قیمت عوامل توسط موجودی بین‌المللی عوامل تعیین می‌شوند اگر فروض (۱) تا (۶) برقرار باشند و تحت حالت‌های عمومی‌تر موجودی عوامل در داخل هم بر قیمت کالاها اثرگذار است. موردی که در بالا بیان شد، یک حالت کلی است و واقعی نیست. به دلیل اینکه در جهان تقریباً هیچ کشوری بدون تعرفه نیست. زمانی که دولت‌ها مداخله نموده و تعرفه و سایر موانع را به تجارت تحمیل می‌کنند، برابری قیمت عوامل روی نمی‌دهد. ما T را انحراف قیمت جهانی عوامل نامیده و با این تفاسیر رابطه (۵-۷) به صورت زیر در می‌آید:

$$W^c = W^c(T, E^*, E) \quad (10)$$

۳-۳. توزیع درآمد

در بخش قبل متغیرهای تعیین‌کننده عوامل، توزیع درآمد و باز بودن یک اقتصاد مشخص شد. رابط بین توزیع درآمد عوامل و توزیع درآمد شخصی، ساختار مالکیت است. هر فردی ممکن است درآمد خود را از چندین عامل تولید بدست آورد به گونه‌ای که کل فرد y_i ، که جمع درآمدهای این فرد از همه منابع است:

$$Y_i = W_1(E^*, E, T)E_{i1}W_{i1} + \dots + W_j(E^*, E, T)E_{ij}W_{ij} \quad (11)$$

$$i = 1, \dots, I$$

E_j موجودی عامل تولیدی در اقتصاد و W_{ij} سهم فرد i از مالکیت عامل j است. بنابراین $\sum_{i=1}^I W_{ij} = 1$ ، $j = 1, \dots, J$ ، پرداخت به عامل j را نشان می‌دهد. ما Ω_j را ماتریس

ضرائب W_{ij} می‌نامیم که ساختار مالکیت را توضیح می‌دهد. یک شاخص ترکیبی توزیع درآمد مثل ضریب جینی، تابعی است از درآمد افراد:

$$\text{Gini} \equiv g(Y) = g(E^*, E, T, \Omega) \quad (12)$$

رابطه (۱۲-۳) پایه‌ای برای مطالعه تجربی این پژوهش است. این رابطه نشان می‌دهد که توزیع درآمد شخصی بستگی دارد به متغیرهایی که توزیع درآمد عوامل را تعیین می‌کنند. و همچنین بستگی به ساختار مالکیت هم دارد^۳.

ماتریس Ω با توجه به شرایط تاریخی تعیین می‌شود و ممکن است از کشوری به کشور دیگر به طور قابل ملاحظه‌ای متفاوت باشد. با وجود اینکه Ω در طول زمان و در کشورهای مختلف متفاوت است، اما می‌توان دید کلی داشت. بعضی عوامل تولید مثل زمین یا سرمایه می‌توانند در دستان چند تن متمرکز شوند زیرا هیچ محدودیتی برای انباشت کردن آنها وجود ندارد؛ سایر عوامل تولید از قبیل مهارت‌های برآمده از دانش، تا حدودی نمی‌توانند متمرکز شوند زیرا یک محدودیت طبیعی بر میزان تحصیلات یک فرد وجود دارد. اگر سرمایه انسانی باشد، این مشاهده، حدی برای واریانس $W_{ij} E_j$ قرار می‌دهد. در نتیجه، اگر یک اقتصاد زمین و سرمایه را در موجودی عوامل خود داشته باشد، حدی برای تمرکز ثروت وجود ندارد. اگر یک اقتصاد تحصیلات (سرمایه انسانی) را داشته باشد، در شرایطی که سایر عوامل در اقتصادها ثابت باشند، انتظار می‌رود توزیع درآمد برابرتر باشد.

داده‌ها و اطلاعات:

در این مطالعه، از داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۵۸-۱۳۸۸ برای بررسی تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی درون هر دهک استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده عبارتند از ضریب جینی، شاخص سهم تجارت خارجی از تولید ناخالص داخلی، تورم و بیکاری که به ترتیب با $Gini_t$ ، T_t ، I_t و U_t نشان داده شده است. ضریب جینی با استفاده از داده‌های درآمد و مخارج خانوارها که از مرکز آمار ایران خریداری شده برای هر دهک به صورت جداگانه محاسبه شده

۳ بایستی توجه کرد که محاسبه‌ی ضریب جینی نیازمند اطلاعات در خصوص ساختار کامل مالکیت (Ω) است. سایر شاخص‌های ترکیبی مثل ماتریس واریانس - کواریانس توزیع عوامل از لحاظ نظری برای محاسبه ضریب جینی کافی نیستند

است. برای محاسبه شاخص تجارت خارجی نیاز به داده های صادرات، واردات و تولید ناخالص داخلی داریم که برای بدست آوردن آنها و شاخص تورم و بیکاری از سایت بانک مرکزی استفاده شده است.

۵. تخمین مدل

در این بخش بر اساس رابطه (۳-۱۲) به تخمین مدل های اقتصادسنجی سری زمانی برای هر دهک درآمدی پرداخته می شود. با توجه به مدل بیان شده در بخش سه اکنون متغیرهای بکار گرفته شده در تخمین معرفی می شوند.

ضریب جینی Gini

شاخصی که گسترده ترین مورد استفاده را در بین شاخص های سنجش نابرابری تاکنون داشته است، ضریب جینی می باشد. این ضریب بر مبنای منحنی لورنز است. این ضریب به عنوان یک مقیاس خلاصه و بسیار ساده درجه نابرابری نسبی درآمد در یک کشور، می تواند به وسیله محاسبه نسبت ناحیه بین قطر مربع و منحنی لورنز در مقایسه با کل ناحیه نصف مربع که منحنی در آن واقع است، به دست می آید. با توجه به این که داده های ضریب جینی درون هر دهک موجود نیست با استفاده از هزینه و درآمد خانوارها به صورت دستی ضریب جینی درون هر دهک درآمدی محاسبه شده که برای رسیدن به این هدف نیاز به پردازش حدود پانزده هزار داده می باشد.

شاخص سهم تجارت خارجی از تولید ناخالص داخلی T

برای تجارت شاخص های فراوانی مطرح شده است. برخی از این شاخص ها تنها صادرات را مورد توجه قرار می دهند، اما مفهوم باز و بسته بودن تجاری، بویژه در کشورهای جهان سوم، بیش تر در رابطه با رفع موانع بر سر راه واردات کالاها و خدمات است نه صادرات و اقتصادهای بسته تر اقتصادهایی هستند که با اتخاذ سیاست های حمایتی موانع بیش تر را بر سر راه واردات خود قرار می دهند ضمن آنکه در مفهوم تجارت افزون بر صادرات، واردات نیز مورد نظر است. در این مطالعه از شاخص نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی از میان شاخص های تجارت به عنوان شاخص مناسب برای اندازه گیری میزان تجارت استفاده می شود.

تورم و بیکاری U

به طور کلی متغیرهایی که بر روی هزینه و درآمد خانوارها تأثیر می‌گذارند بر روی ضریب جینی نیز اثرگذارند. دو متغیر مهم و تأثیرگذار بر هزینه و درآمد خانوارها تورم و بیکاری است. بر اساس مطالعات Schultz (1969) برای کشور آمریکا و Bulir & Gulde, (1995) برای روسیه و فنلاند این دو متغیر بر روی ضریب جینی تأثیر معناداری داشته‌اند. بر همین اساس این دو متغیر را وارد مدل کرده و آزمون می‌کنیم که آیا در ایران این دو متغیر بر ضریب جینی بین هر دهک به طور معنادار اثرگذار خواهد بود یا خیر؟

۵-۱. مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی:

برای بررسی تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی در هر دهک از دو مدل اقتصادسنجی زیر استفاده خواهد شد:

مدل خودرگرسیون برداری (VAR)^۱ - ۲- مدل تصحیح خطای برداری (VECM)^۲

متدولوژی VAR تا اندازه زیادی به مدل‌های معادلات همزمان شباهت دارد، جز اینکه در این مدل با تعدادی متغیرهای درون‌زا سروکار دارد. اما هر متغیر درون‌زا با استفاده از مقادیر گذشته خود و مقادیر با وقفه از تمامی دیگر متغیرهای درون‌زای مدل، توضیح داده می‌شود. معمولاً هیچ گونه متغیر برون‌زایی در مدل وجود ندارد. به علاوه مدل VAR رفتار کوتاه مدت متغیرها را با دیگر متغیرها و مقادیر با وقفه خود متغیر را تعیین می‌کند. در صورتی که الگوی مورد نظر دارای هم‌انباشتگی باشد آنگاه روابط بلند مدت و بردارهای هم‌انباشته را از طریق الگوی تصحیح خطای برداری می‌توان بدست آورد.

در این بخش مدل تصریح شده برای هر دهک را به طور جداگانه برآورد می‌شود.

۵-۲ برآورد مدل

۵-۲-۱. مدل VAR.

به طور کلی برای آزمون هم‌انباشتگی متغیرها در همه دهک‌های درآمدیاز آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شده که برای دهک‌های اول تا دهم تمامی متغیرها، هم‌انباشته از درجه یک

1- Vector Autoregressive Model
2- Vector Error Correction Model

بوده I(1). همچنین بر اساس معیارهای نسبت درست نمایی، آکائیک، شوارتز- بیزین و حنان- کویین طول وقفه بهینه یک برای مدل VAR در نظر گرفته می شود.

جدول (۱): نتایج تخمین مدل خود رگرسیون برداری (VAR)

متغیرها	Gini(-1)	T(-1)	I(-1)	U(-1)		
Gini1	۰.۶۸	-۰.۰۱	۰.۰۱	-۰.۰۰۰۳۳	$R^2=0.60$	F=9.7
t-stat	۴.۷	-۰.۶۶	۰.۱۳	-۰.۰۰۰۶		
Gini2	۰.۵۰	-۰.۰۰۳۴	-۰.۰۰۰۵	-۰.۰۰۰۴	$R^2=0.38$	F=3.88
t-stat	۲.۹۲	-۰.۸۴	-۰.۱۹	-۰.۳۱		
Gini3	۰.۷۵	-۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۴	-۰.۰۰۰۸	$R^2=0.78$	F=22.9
t-stat	۶.۹	-۰.۶۵	-۰.۵۷	-۰.۲۳		
Gini4	۰.۶۰	-۰.۰۰۰۵	-۰.۰۰۳۳	۰.۰۰۰۱	$R^2=0.61$	F=10.01
t-stat	۴.۹	-۱.۲۳	-۰.۹۴	۰.۶۷		
Gini5	۰.۳۵	-۰.۰۰۰۴	-۰.۰۰۰۵	-۰.۰۰۰۰۶	$R^2=0.27$	F=2.3
t-stat	۱.۹	-۱.۴۴	-۰.۲۳	-۰.۵۳		
Gini6	۰.۴۸	-۰.۰۰۰۴	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۰۰۳	$R^2=0.36$	F=3.6
t-stat	۲.۷	-۰.۸۵	-۰.۴۶	-۰.۱۸		
Gini7	۰.۲۹	-۰.۰۰۰۳	-۰.۰۰۰۷	-۰.۰۰۰۰۲	$R^2=0.54$	F=7.4
t-stat	۲.۰۸	-۱.۳۷	-۳.۵۴	-۲.۴۵		
Gini8	۰.۴۹	-۰.۰۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۳	-۰.۰۰۰۰۱	$R^2=0.53$	F=7.08
t-stat	۳.۶۲	-۰.۱۰	-۱.۳۸	-۱.۲۱		
Gini9	۰.۴۷	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۴	-۰.۰۰۰۰۱	$R^2=0.78$	F=22.6
t-stat	۳.۷	-۳.۸	-۱.۷	-۰.۹۱		
Gini10	۰.۱۵	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰۰۳	$R^2=0.56$	F=8.11
t-stat	۰.۷	-۳.۵	۰.۰۵	۰.۲		

بر اساس جدول (۱) می توان نتیجه گرفت که در کوتاه مدت تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی درون هر ده دهک به صورت غیر مستقیم خواهد بود. به عبارت دیگر افزایش تجارت خارجی در کوتاه مدت توزیع درآمد را در هر ده دهک بهبود می بخشد اما این رابطه معکوس در دو دهک بالایی و پایینی درآمد، بر اساس جدول بالا بیشترین شدت را دارد.

۵-۲-۲. مدل VECM دهک اول.

برای تحلیل اثرگذاری بلند مدت متغیرهای موجود در مدل بر ضریب جینی مدل تصحیح خطای برداری برآورد شده است. تا به وسیله آن تأثیر متغیرها در بلند مدت و کوتاه مدت با هم مقایسه شوند. لذا طی مراحل زیر مدل VECM برآورد شده است.

نخستین گام در تخمین مدل VECM تعیین تعداد بردار هم‌انباشته است. با توجه به نتایج آزمون λ trace یک بردار هم‌انباشته در نظر گرفته شده است. همچنین از بین الگوهای مطرح در مدل VECM برای دهک اول مدل عرض از مبدأ و روند در EC و بدون روند در VAR برگزیده شده است. ضریب جینی دهک اول با ضریب تعدیل -0.97 به مقدار بلند مدت خود همگرا می‌شود.

مدل VECM برآورد شده برای دهک اول به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1} + \beta_6 Trend) + \beta_7 D(GINI_{t-1}) + \beta_8 D(T_{t-1}) + \beta_9 D(I_{t-1}) + \beta_{10} D(U_{t-1}) + \beta_{11} Trend$$

$$R^2 = 0.49 \quad F = 4.5 \quad (13)$$

جدول (۲): نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	β_{11}
مقدار	-۰.۹۷	-۰.۲۳	۱	-۰.۰۶۴	-۰.۱۶	-۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۳	-۰.۰۷	-۰.۰۰۸	-۰.۰۰۶
t-stat	-۳.۳۹	-	-	-۵.۵۳	-۲.۶۷	-۳.۴۱	۱۴	۰.۱۹	۰.۸	-۰.۷۹	-۱.۴۹	-۰.۸۳

جدول (۳): برآورد ضرایب بلند مدت دهک اول با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلند مدت	T	I	U
مقدار	+۰.۰۶۴	+۰.۱۶	+۰.۰۱
t-stat	+۵.۵۳	+۲.۶۷	+۳.۴۱

جدول (۳) نشان می‌دهد که در بلند مدت در دهک اول تجارت خارجی بر ضریب جینی تأثیر مثبت می‌گذارد^۱. به عبارت دیگر با افزایش تجارت خارجی در بلند مدت وضعیت توزیع درآمد دهک اول بدتر می‌شود. از طرف دیگر روابط بالا نشان می‌دهند که تأثیر تورم و بیکاری بر ضریب

۱- لازم به توضیح است که برای تحلیل بلندمدت نیاز به مدل یوهانسن است اما تفاوت مدل یوهانسن با VECM در این است که مدل یوهانسن به صورت یک طرفه می‌باشد و ضرایب β_3 ، β_4 ، β_5 از یک طرف تساوی به طرف دیگر رفته و علامت آن‌ها معکوس می‌شود. بنابراین برای تحلیل بلند مدت از مدل VECM کافی است ضرایب β_3 ، β_4 ، β_5 را معکوس در نظر بگیریم و این تحلیل تا انتهای پژوهش مصداق دارد.

جینی در دهک اول معنادار است و با افزایش تورم و بیکاری ضریب جینی دهک اول افزایش می‌یابد (توزیع درآمد در دهک اول بدتر می‌شود).

۵-۲-۳. مدل VECM دهک دوم تا هشتم.

با توجه به نتایج آزمون λ trace در دهک دوم تا هشت مدارای یک بردار هم انباشته است. همچنین از بین الگوهای مطرح در مدل VECM در این هفت دهک مدل عرض از مبدأ و روند در EC و بدون روند در VAR برگزیده شده است. ضریب جینی دهک دوم تا هشتم به ترتیب با ضریب تعدیل ۰.۹۸، -۰.۸۲، -۰.۹۳، -۰.۹۲، -۰.۹۵، -۰.۳۸، -۰.۲۴ به مقدار بلند مدت خود همگرا می‌شود. مدل VECM برآورد شده برای دهک دوم تا هشتم به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 I_{t-1} + \beta_4 U_{t-1} + \beta_5 Trend) + \beta_6 D(GINI_{t-1}) + \beta_7 D(I_{t-1}) + \beta_8 D(U_{t-1}) \quad (14)$$

جدول (۴): نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	
دهک دوم	-۰.۹۸	-۰.۰۷	۱	-۰.۰۱۵	-۰.۰۵	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۳	-۰.۰۳	۰.۰۱	-۰.۰۲	-۰.۰۰۱	$R^2=0.47$ $F=4.1$
t-stat	-۳.۱۷	-	-	-۵.۲۱	-۳.۱۴	-۲.۲۶	۱۲.۳	-۰.۱۳	۰.۷۸	-۰.۷۵	-۱.۱۱	
دهک سوم	-۰.۸۲	-۰.۰۴	۱	-۰.۰۰۴	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۴	۰.۰۰۰۱	$R^2=0.55$ $F=4.5$
t-stat	-۴.۱۱	-	-	-۴.۴	۰.۳۸	-۵.۰۲	-	-۰.۰۲	-۲.۵	-۰.۶۶	۰.۴۴	
دهک چهارم	-۰.۹۳	-۰.۰۳	۱	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۰۱	۰.۰۶	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۰۱	$R^2=0.81$ $F=20.27$
t-stat	-۹.۲۲	-	-	-۳.۵۵	۰.۸۶	-۴.۳	۶.۸	۰.۷	-۲.۵	-۰.۹۲	-۰.۹۰	
دهک پنجم	-۰.۹۲	-۰.۰۳	۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۶	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۰۰۰۱	۰.۲۷	۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰۰۸	$R^2=0.34$ $F=2.4$
t-stat	-۲.۸	-	-	-۴.۳	-۵.۳	۰.۲۶	۸.۷	۱.۱۲	۰.۰۸	-۰.۶۹	۰.۵۱	
دهک ششم	-۰.۹۵	۰.۰۴	۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۰۰۳	-۰.۱	۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۰۷	۰.۰۰۰۰۷	$R^2=0.48$ $F=4.3$
t-stat	-۲.۰۸	-	-	-۵.۸	-۰.۷	-۵.۶	۱۴.۸	-۰.۳۴	۰.۱۶	-۰.۰۲	۰.۳۲	
دهک هفتم	-۰.۳۸	-۰.۰۵	۱	۰.۰۰۱	۰.۰۳	۰.۰۰۰۰۶	-۰.۰۰۰۰۱	-۰.۲	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۵	-۰.۰۰۰۱	$R^2=0.68$ $F=7.86$
t-stat	-۴.۳۵	-	-	۲.۰۸	۷.۰۸	۲.۹۷	-۲.۸	-۱.۶	-۲.۷	۱.۸	-۰.۳	
دهک هشتم	-۰.۲۴	-۰.۰۴	۱	۰.۰۰۲۷	۰.۰۳	۰.۰۰۰۰۵	-۰.۰۰۰۰۳	-۰.۲	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۶	-۰.۰۰۰۱	$R^2=0.42$ $F=3.35$
t-stat	-۳.۷	-	-	۲.۴	۶.۲	۱.۸	-۳.۸	-۱.۷۲	-۱.۳	۲.۴۴	-۱.۱۱	

جدول (۵): برآورد ضرایب بلند مدت دهک دوم تا هشتم با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلند مدت	T	I	U
دهک دوم	+۰.۰۱۵	+۰.۰۵	+۰.۰۰۱
t-stat	+۵.۲۱	+۳.۱۴	+۲.۲۶
دهک سوم	+۰.۰۰۴	-۰.۰۰۲	+۰.۰۰۱
t-stat	+۴.۴	-۰.۳۸	+۵.۰۲
دهک چهارم	+۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	+۰.۰۰۰۴
t-stat	+۳.۵۵	-۰.۸۶	+۴.۳
دهک پنجم	+۰.۰۰۱	+۰.۰۰۶	-۰.۰۰۰۰۱
t-stat	+۴.۳	+۵.۳	-۰.۲۶
دهک ششم	+۰.۰۰۱	+۰.۰۰۱	+۰.۰۰۰۴
t-stat	+۵.۸	+۰.۷	+۵.۶
دهک هفتم	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۰۰۶
t-stat	-۲.۰۸	-۷.۰۸	-۲.۹۷
دهک هشتم	-۰.۰۰۲۷	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۰۰۵
t-stat	-۲.۴	-۶.۲	-۱.۸

جدول (۵) نشان می‌دهد که اثر بلند مدت تجارت خارجی بر ضریب جینی دهک‌های دوم تا ششم یک اثر مثبت است و با افزایش تجارت خارجی در بلند مدت وضعیت توزیع درآمد افراد در این دهکها مانند دهک اول بدتر خواهد شد اما شدت این اثر در دهک دوم کمتر از دهک اول و دهک سوم کمتر از دهک دوم و در دهک چهارم شدت مثبت بودن این اثر به کمترین حد خود خواهد رسید و در این دهک (چهارم) اثر بیکاری معنادار است و با افزایش آن ضریب جینی افزایش خواهد یافت. همچنین در دهک پنجم و ششم شدت رابطه ضریب جینی با تجارت خارجی در بلند مدت تقریباً شبیه دهک چهارم می‌باشد. اثر تورم در دهک پنجم معنادار و مستقیم است و اثر بیکاری در دهک ششم معنادار و معکوس می‌باشد.

در بلند مدت تجارت خارجی از دهک هفتم به بعد با ضریب جینی رابطه عکس دارد. و با افزایش تجارت خارجی ضریب جینی درون دهک هفتم در بلند مدت کاهش می‌یابد و توزیع درآمد برابرتر خواهد شد، به عبارت دیگر شکاف درآمدی درون دهک هفتم به بعد با افزایش تجارت خارجی کمتر خواهد شد. همچنین در دهک هشتم این شدت اثر گذاری معکوس تجارت

خارجی بر ضریب جینی، نسبت به دهک هفتم بیشتر می باشد. اثر تورم و بیکاری در این دو دهک هفت و هشت معنادار و معکوس می باشد به عبارت دیگر تورم و بیکاری در این دو دهک به برابری توزیع درآمد کمک می کنند.

۵-۲-۴. برآورد مدل VECM دهک نهم.

از بین الگوهای مطرح در مدل VECM الگوی عرض از مبدأ و بدون روند در EC و VAR برگزیده شده است. ضریب جینی دهک نهم با ضریب تعدیل ۰.۳۴- به مقدار بلند مدت خود همگرا می شود. مدل VECM برآورد شده برای دهک نهم به صورت زیر خواهد. نکته قابل توجه در این دهک این است که وقفه بهینه مدل VECM صفر در نظر گرفته می شود به دلیل اینکه در وقفه صفر معیار آکاییک مدل VECM مقدار عددی کمتری را نشان می دهد.

$$\Delta GINI_t = \beta_0 (\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1}) + \varepsilon$$

$$R^2 = 0.30 \quad F = 12.1 \quad (15)$$

جدول (۶): نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
مقدار	-۰.۳۴	-۰.۰۷	۱	۰.۰۰۳۷	۰.۰۱۵	۰.۰۰۱
t-stat	-۳.۴	-	-	۵.۸	۲.۹	۴.۰۶

جدول (۷): برآورد ضرایب بلند مدت دهک نهم با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلند مدت	T	I	U
مقدار	-۰.۰۰۳۷	-۰.۰۱۵	-۰.۰۰۱
t-stat	-۵.۸	-۲.۹	-۴.۰۶

طبق جدول بالا در بلند مدت بین تجارت خارجی و ضریب جینی دهک نهم رابطه عکس وجود دارد و شدت آن هم نسبت به دهک های قبل افزایش یافته است. همچنین در این دهک اثر تورم و بیکاری هر دو معنادار می باشد و افزایش آن ها باعث بهبود توزیع درآمد درون دهک نهم خواهد شد.

۵-۲-۵. برآورد مدل VECM دهک دهم

الگوی عرض از مبدأ و روند در EC و بدون روند در VAR از میان الگوهای مطرح در VECM برگزیده شده است. با توجه به نتایج آزمون λ trace این دهک دارای یک بردار هم-انباشته است. ضریب جینی دهک دهم با ضریب تعدیل ۰.۹۴- به مقدار بلند مدت خود همگرا می-شود. وقفه بهینه نیز در این مدل صفر در نظر گرفته می-شود. مدل VECM برآورد شده برای دهک دهم به صورت زیر خواهد بود.

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1} + \beta_6 Trend) + \varepsilon$$

$$R^2 = 0.49 \quad F = 27.54 \quad (16)$$

جدول (۸): نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6
مقدار	-۰.۹۴	-۰.۲۳	۱	۰.۰۰۸۶	۰.۰۳۷	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۱
t-stat	-۵.۲۴	-	-	۲.۲۴	۲	-۱.۱۷	۳.۳

جدول (۹): برآورد ضرایب بلند مدت دهک دهم با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلندمدت	T	I	U
مقدار	-۰.۰۰۸۶	-۰.۰۳۷	+۰.۰۰۱
t-stat	-۲.۲۴	-۲	+۱.۱۷

مدل یوهانسن دهک دهم نشان می-دهد که تجارت خارجی با ضریب جینی این دهک در بلند مدت رابطه عکس دارد و شدت این رابطه نسبت به دهک‌های قبل بیشتر است. بنابراین همان‌طور که نشان دادیم افزایش تجارت خارجی در ایران در کوتاه مدت ضریب جینی هر دهک را کاهش می-دهد ولی در بلند مدت بیشترین تأثیر را بر دهک دهم می-گذارد و توزیع درآمد را در این دهک برابرتر می-کند.

۶. نتیجه گیری

در این مطالعه به بررسی تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی درون هر دهک بر اساس داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۵۸-۱۳۸۸ و بر اساس روش VAR و VECM پرداخته شده است. در همین راستا ابتدا معادلات VAR و VECM برای هر دهک به طور جداگانه برآورد شده

است. برآوردهای انجام شده نشان می‌دهد که در کوتاه مدت تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی درون هر ده دهک به صورت غیر مستقیم خواهد بود. به عبارت دیگر افزایش تجارت خارجی در کوتاه مدت توزیع درآمد را در هر ده دهک بهبود می‌بخشد؛ اما این رابطه معکوس در دو دهک بالایی و پایینی درآمد، بر اساس مدل VAR بیشترین شدت را داراست. همچنین نتایج مدل VECM نشان می‌دهد تجارت خارجی در بلند مدت با ضریب جینی در شش دهک اول رابطه مستقیم دارد و شدت آن کاهشی خواهد بود. به عبارت دیگر با افزایش تجارت خارجی، در بلند مدت توزیع درآمد درون دهک اول تا ششم نابرابرتر خواهد شد و شدت این نابرابری درون دهک اول نسبت به پنج دهک دیگر بیشتر خواهد بود. اما از دهک هفتم تا دهک دهم رابطه تجارت خارجی با ضریب جینی در بلند مدت به صورت غیر مستقیم است و شدت آن رو به افزایش خواهد بود. بنابراین در بلند مدت، افزایش تجارت خارجی توزیع درآمد را درون دهک دهم عادلانه‌تر خواهد کرد. بر همین اساس برای افزایش تجارت خارجی دولت باید سیاست‌هایی را اتخاذ کند که نابرابری دهک‌های پایینی را در بلند مدت جبران کند. همچنین طبق روابط بلندمدت ده دهک می‌توان گفت تورم و بیکاری بیشترین اثر سوء خود را در بلند مدت بر دهک‌های پایین درآمدی می‌گذارند و باعث افزایش ضریب جینی در این دهک‌ها می‌شود؛ اما در دهک‌های بالایی، تورم و بیکاری در بلند مدت شکاف درآمدی را در این دهک‌ها کاهش می‌دهند و باعث بهبود توزیع درآمد خواهد شد. بعلاوه متغیر روند نیز درون تمامی دهک‌ها عامل اثرگذار است این نکته نشان دهنده این است که سیاست‌های دولت برای برابر کردن توزیع درآمد در درون تمامی دهک‌ها اثر بخش بوده است.

references

- 1-Achdut, L. (1996). Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel: 1979-93. *Economica*, (Vol. 63, Issue 250, PP. 21-27).
- 2-Abounoori, E. Khoshkar, A. (2006). The effect of macroeconomic factors on the distribution of income: a study of provincial. *Journal of Economics*, 77:65-95 (in Persian)
- 3-Abrishami, H. Mehrara, M. Khatabakhsh, P. (2005). The relationship between growth and income distribution in Iran. *Journal of Social and Human Sciences*, 5:13-52 (in Persian)

- 4-Ahmadi, A .Mehragan, N. (2005) . Effects of economic adjustment policies on income distribution in Iran. *Journal of Economics*, 70:209-232 (in Persian)
- 5-Babazadeh, M. Ghavidel, S. Amozadeh Khalily, H. (2010). Foreign Trade and income distribution: the case of Iran 1977-2007. *IRANIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS FALLS 2010*; 1(2):161-186.
- 6-Benedict J. Clements and Kwan S. Kim. (1988). foreign trade and income distribution: the case of Brazil. *Kellogg Institute. Volume 108 of working paper*
- 7-Bourgignon, F. and C. Morrison. (1990). Income Distribution, Development and Foreign Trade: A Cross Sectional Analysis *European Economic Review*, (Vol. 34, No. 6, PP. 1113-31).
- 8-Brown, M. (1994). Using Gini-style indexes to evaluate the spatial pattern of health practitioners: theoretical considerations and an application based on Alberta data. *Soc. Sci. Med.* 38, 1243-1256
- 9-Bulir, A. and A-M. Gulde. (1995). Inflation and Income Distribution - Further Evidence on Empirical Links. *IMF Working Papers*, No. 95/86. Washington, International Monetary Fund.
- 10-Dickey, D. A. and W. A. Fuller. (1981) . Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49, 1057-1072.
- 11-Gundlach Erich and de Vaal Albert. (2010). Look Before You Leap: The Economics of Free Trade and Income Redistribution. Paper provided by Kiel Institute for the World Economy in its series *Kiel Working Papers* with number 1583
- 12-Gustafsson, B. and M. Johansson. (1997). In Search for a Smoking Gun: What Makes Income Inequality Vary Over Time in Different Countries?. *LIS Working Paper*, No. 172.
- 13-Hassanzadeh, A. moslemian, M. (2007). Assess the effects of globalization on poverty in developing countries. *Journal of Economic*. 10:223-254 (in Persian)
- 14-Hill, R.P., Rapp. J. (2009). Globalization and Poverty: Oxymoron or New Possibilities? *Journal of Business Ethics* 85, pp. 39-47
- 15-Isabelle Bensidoun, Sébastien Jean & Aude Sztulman. (2005). International Trade and Income Distribution: Reconsidering the Evidence. Paper provided by CEPII research center in its series *Working Papers* with number 2005-17.
- 16-Jaumotte, F. and Tytell, I. (2007). How Has the Globalization of Labor Affected the Labor Share in Advanced Countries?. *Working Paper 7298*, International Monetary Fund.
- 17-Jerjzade, A. Eghbali, A. (2005). The effect on income distribution of oil revenues. *Journal of Social Welfare*, 17:204-221 (in Persian)
- 18-Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.

- 19-Johnson, D. S. and S, Shipp. (1999).Inequality and the Business Cycle: A Consumption Viewpoint. *Empirical Economics*, (Vol. 24, Pp. 173-180)
- 20-Martínez-Zarzoso Inmaculada. Sebastian Vollmer.(2010).Paper provided by Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales in its series. Working Papers with number 10-06.
- 21-Meschi Elena and Vivarelli Marco.(2008).Trade and Income Inequality in Developing Countries. *World Development* (Vol. 37, No. 2, pp. 287-302)
- 22-Mosavi, N.A. Bakhshode, M. Mohamadi, H. Yazdani, S. Taheri, F. (2006). Effects of globalization on poverty indicators. *Journal of Social Welfare*, 24:209-232 (in Persian)
- 23-Obiols-Homs Francesc.(2002).Trade Effects on the Personal Distribution of Wealth. Centro de Investigacion Economica, ITAM in its series Working Papers with number 0208.
- 24-Phillips, P.C.B, and Perron.(1988).Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika* 75, 335-346.
- 25-Pirhayati, L. Raghfar, H. Fotros, M. (2009).The effect of foreign trade on poverty indicators. *Journal of Agricultural Economics*. 1:1-12 (in Persian)
- 26-Ravalion, M. (2004a). Looking beyond Averages in the Trade and Poverty Debate. Development Research Group. World Bank 1818 H Street NW, Washington DC, 20433, USA
- 27-Ravalion, M. (2004b).Competing Concepts of Inequality in the Globalization Debate. World Bank Policy Research Working Paper 3243, Washington, DC: World Bank.
- 28-Srinivasan, T.N. Wallack, J.S. (2004).Globalization, Growth and The Poor. *Economist* 152, NO.2
- 29-Schultz, T. P. (1969).Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in United States: 1944-1965. National Bureau of Economic Research. *Studies in Income and Wealth*, (Vol. 33, PP. 75-106).
- 30- Spilimbergo, Antonio. Juan Luis London. Miguel Székely.(1999).Income distribution, factor endowments, and trade openness. *Journal of Development Economics* 59(1): 77-101
- 31- Weriemmi M.E. and Ch, Ehrhart. (2004). Inequality and growth in a context of commercial openness, Theoretical analysis and empirical study: The case of the countries around the Mediterranean basin. University of nice-Sophia antipolice.
- 32-Zibaei, H. (2005). Evaluation of the determinant of inequality and income distribution in Iran. *Journal of Planning and Budget*. 91:29-68 (in Persian)